الفصل الثامن والثلاثون

التصميمات البحثيه التجريبية

Experimental research designs

B. S . Everitt ب . س . ايڤرت

الفصل الثامن والثلاثون

التصميمات البحثية التجريبية

ب . س .إيفرت B. S. Everitt

مقـدمة

يتعلق الكثير من البحوث التى تُجرى فى علم النفس الاكلينيكى بتقييم إجراءات العلاج . ومن بين البحوث الأساسية فى هذا المجال الدراسة ، التى يتم خلالها تخصيص مجموعة من المفحوصين ، بطريقة ما لتلقى نوع معين من العلاج ، ثم تؤخذ القياسات على بعض المتغيرات التابعة موضوع الاهتمام . وفى فحص حول تأثير نوع معين من العقاقير على زمن الرجع مثلاً ، يصنف الباحث عدداً من المفحوصين لتلقى العلاج وعدداً آخر لتلقى علاج زائف . ثم يتم بعدئذ أخذ القياسات الخاصة بزمن رجع كل مفحوص على مهمة معينة . ويعد هذا أسهل الأمثلة للتصميمات البحثية على المجموعات . وحيث ينتج التأثير عن معالجة متغير واحد مستقل ، و تأثيرالعلاج على متغير واحد تابع ، وهو زمن الرجع هو الذى يقاس . وتتضمن بقية الأمثلة الأخرى أكثر من مجرد متغير واحد مستقل ، وقياس عديد من المتغيرات التابعة .

وعموماً ، يتضمن تحليل مثل هذه التصميمات أساليب إحصائية ، تعرف باسم تحليل التباين (١)، قدمها الإحصائى . أ فيشر R . A . Fisher فى العشرينيات . ويسمح استخدام هذه الأساليب للباحثين بفصل تباين مجموعة من الملاحظات إلى مكونات جزئية ، تمثل التباين الناتج عن المتغيرات المستقلة ، وذلك الناتج عن تأثيرات الصدفة وأخطاء القياس . ويتعين اعتبار هذا الأخير شوائب موقفية (٢) ، والتى يتوقع أن تكشف بعض التأثيرات محل الاهتمام . ويحاول تصميم المجموعتين (٣) البسيط الكشف عن الفروق بين المجموعات ، الراجع إلى التباين المتأصل فى الملاحظات الفرديه .

دراسات التجريب والملاحظة :

يمكن تقسيم الدراسات البحثية بشكل عام إلى تلك التى تقوم على الملاحظة ، والتجريبية . وكليهما يتضمن بصفة عامة مقارنة بين مجموعتين أو أكثر من المفحوصين . إحدى المجموعات هى التى تلقت العلاج الجديد ، أو التى تعرضت إلى عامل خطر معين ، أو أى شىء كائن ، ومجموعة أخرى تلقت العلاج المعتاد فقط ، أو علاجًا زائفًا، إذا لم تتعرض لعامل خطر ... إلخ . (وعمومًا لاتقبل الدراسات التى يحصل فيها كل المرضى على سبيل المثال على علاج جديد ،سواء من منظور أخلاقى أو علمى) . والفرق الأساسى بين نوعى الدراسة هو حجم الضبط ، الذى يمارسه الباحثون على الطريقة التى يتم بها عقد

---

(1) Analysis of variance .
(2) Background noise .
(3) Two- group design .

المقارنات بين مجموعات المفحوصين . وجوهرياً ، لا يوجد فى الدراسة التى تقوم على الملاحظة ضبط ، بينما يوجد عادة فى الدراسة التجريبية ضبط كامل ، على الرغم من وجود أشكال من الفحص ، تقع فى موقع ما بين هذين النوعين المتطرفين (انظر مابعده).

ونعود فى الوقت الراهن إلى الدراسة التجريبية البسيطة ، التى أشير اليها فى المقدمة ، وحيث يقارن عقار مقابل عقار زائف ، ويتعين تصنيف المفحوصين بطريقة ما تحت الشرطين . ويعد هذا الأمر جانبا مهماً للغاية فى أى دراسة تجريبية ، فإذا تم توزيع المفحوصين بطريقة عرضية فى مجموعة أو أخرى ، فقد تكون هناك عوامل مرتبطة بطريقة التوزيع ، تتعلق بالمتغير التابع الذى يقاس . وقد يؤدى ذلك إلى قياس متحيز (١) للفروق بين المجموعات . وإذا تم ، على سبيل المثال ، وضع كل الذين تطوعوا أولاً فى مجموعة واحدة ، فقد تختلف المجموعتان فى هذه الحالة فى مستوى الدافعية ، وبالتالى فى أدائهم . والاجراء الملائم للتغلب على مثل هذه المشكلة هو ، بالطبع ، التصنيف العشوائى (٢) للمفحوصين فى المجموعات ، سواء إذا تقرر تلقى المفحوص لدواء أو لدواء زائف ، مثال ذلك بقذف قطعة عملة معدنية لأعلى . والميزة الأولية للعشوائية (٣) تتمثل فى التوزيع بالصدفة (وبالتالى عدم التحيز) للعوامل الدخيلة بين المجموعات ، التى ستقارن كما أنها توفر الضبط على امتداد هذه التأثيرات ، سواء عرف المجرب بوجودها أم لا . ويتعين ملاحظة أن العشوائية لاتدعى معالجة العينتين بالتساوى من حيث هذه العوامل ، غير أنه إذا طبق الإجراء نفسه على عينات متكررة ، سيتم تحقيق التساوى على المدى البعيد . وعلى هذا فإن العشوائية تؤكد نقص التحيز ، وحيث لاتستطيع أساليب تصنيف أخرى أن تفعل ذلك . وفى تجربة تستخدم هذا الأسلوب لتكوين مجموعات مقارنة ، يكون تفسير الفرق الجوهرى بين المجموعات غير غامض إلى أقصى حد ، وسبب ذلك هو المعالجات المختلفة للظروف التى تتلقاها المجموعات .

وعلى النقيض من التجارب ، تلك الدراسات التى تكون فيها المتغيرات المستقلة هى التى أتت إلى الباحث ، كما لو كانت «جاهزة الصنع » (٤) ؛ ففى فحص العلاقة بين التدخين وضغط الدم الانقباضى (٥) على سبيل المثال ، لن يكون فى مقدور الفاحص توزيع الأفراد عشوائياً فى مجموعتى المدخنين وغير المدخنين . وبدلاً من ذلك تتم المقارنة بين مجموعتى المدخنين وغير المدخنين فى المجموعة الطبيعية من أصحاب ضغط الدم الانقباضى . ويمكن تحليل مثل هذه الدراسات القائمة على الملاحظة أساسًا بالأساليب الاحصائية ذاتها ، كما يحدث فى التجارب . ومع ذلك تظهر المشكلات فى تفسير أية فروق تكتشف بين المجموعات ، فالفرق فى ضغط الدم بين المدخنين وغير المدخنين قد يكون له « على سبيل المثال» ثلاثة تفسيرات ممكنه :

١ – أن التدخين يسبب تغيراً فى ضغط الدم الانقباضى .

٢ – يميل مستوى ضغط الدم إلى تشجيع أو عدم تشجيع التدخين .

٣ – تلعب بعض العوامل غير المحددة دوراً فى تحديد كل من مستوى ضغط الدم ، وما إذا كان

(1) Bias .
(2) Random allocation .
(3) Randomisation .
(4) Ready made .
(5) Systolic blood pressure .

الشخص يدخن أم لا.

وفى موقع ما بين دراسات الملاحظة والدراسات المعملية ، تأتى الدراسات التى تحاول استبعاد حاله عدم الضبط فى البيئة غير المعملية . وقد يكون مثال ذلك برنامجاً تعليمياً ،صمم لمنع التدخين ، قدم فى احدى المدارس وليس فى الأخرى . وبعد فترة مناسبة من الوقت ، يجب تقييم البرنامج من خلال المقارنة بين المدرستين ، على نتائج مقياس اشتق من استجابات التلاميذ على استخبار يسألهم عن التدخين . ولا تعد هذه تجربة بالمعنى الصارم ، طالما أنها تترك الكثير من الظروف دون ضبط ، مثال ذلك الفروق الممكنة بين خلفيات الأطفال الملتحقين بالمدرستين. وعلى الرغم من ذلك ولأن مثل هذه الفحوص تصمم بهدف الاقتراب بقدر الإمكان من التجربة المعملية المثاليه ، فإنها تسمى عموماً شبه تجريبية (١) . وهناك بديلان محتملان لتحقيق ضبط خلال التصنيف العشوائى ، يتعين الإشارة إليهما ، هما : المطابقة (٢) وتحليل التغاير (٣) . والمطابقة هى العملية التى يحاول الباحث من خلالها المساواة بين المجموعات ، فى عدد من المتغيرات ، التى يعتقد أنها تؤثر فى المتغير التابع . وفى البحث الخاص بالتدخين وضغط الدم على سبيل المثال ، يتعين التفكير فى الحصول على مجموعات من المدخنين ، وغير المدخنين ممن يتطابقون فى متوسط العمر ، أو المطابقة بين المدخنين وغير المدخنين فى عامل واحد مثل الجنس ، و على الرغم من أن المطابقة شائعة للغاية بين الباحثين النفسيين ، إلا أنها تتضمن عدداً من العيوب ، أهمها هو أن المطابقة تضبط فقط تلك المتغيرات الدخيلة التى حددها الباحث بالفعل، وتتبقى إمكانية عدم ضبط متغيرات أخرى ، قد تؤثر فى الاستجابه .

وسيناقش الضبط الإحصائى باستخدام تحليل التغاير فى القسم ، الذى يبدأ فى صفحه ٩٠١.

دور النماذج في تحليل البيانات

تقلد النماذج الأشياء الحقيقيه بصوره أبسط أو أكثر إقناعاً ؛ فخريطة الطريق على سبيل المثال تنمذج جزءاً من سطح الأرض ، فى محاولة لإعادة التعبير عن المواقع النسبية للمدن والطرق والخصائص الأخرى . ويستخدم الكيميائيون نماذج الجزيئات (٤) لمحاكاة خصائصهم النظرية ، والتى يمكن أن تستخدم بدورها للتنبؤ بسلوك الأشياء الحقيقية ، والنموذج الجيد يقتفى بأكبر قدر ممكن من الدقة خصائص الأشياء الحقيقية ؛ حتى يكون مقنعا للاستخدام .

وتسمح النماذج الإحصائية بالخروج باستدلالات عن الأشياء أو النشاط أو العمليات ، من خلال نمذجة بعض البيانات الملاحظة . ولنفترض على سبيل المثال أن طفلاً حصل على ٢٠ درجة على اختبار للقدره اللفظية ، وبعد دراسته القاموس لبعض الوقت حصل على ٢٤ درجة على اختبار مشابه ؛ فإذا كان من المعتقد أن دراسة القاموس تسببت فى تحسنه ، إذاً فالنموذج المحتمل لما يحدث هو :

٢٠ = (الدرجة الأولية للشخص)

٢٤ = (الدرجة الأولية للشخص) + (التحسن)

ويمكن تعرف مقدار التحسن ببساطة ، من خلال طرح الدرجة الأولى من الدرجة الثانية .

غير أن مثل هذا النموذج شديد السذاجة بالطبع ، طالما أنه يفترض أن القدره اللفظية هى مما

(1) Qmasi- experimental .
(2) Matching .
(3) Analysis of covariance .
(4) Molecules .

يمكن قياسه بدقة . أما القدر الأكبر من الواقعية فى التعبير عن الدرجتين ، والذى يسمح باحتمال وجود خطأ فى القياس فهو :

$$س_1 = ص + خ_1 \quad (1)$$

$$س_2 = ص + ت + خ_2$$

وحيث تعبر $س_1$ ، $س_2$ عن الدرجتين على القدرة اللفظية ، وتعبر ص عن الدرجة الأساسية الحقيقية للقدرة اللفظية ، وتعبر ت عن مقدار التحسن ، ويعبر الرمزان $خ_1$ ، $خ_2$ عن خطأ القياس . وهنا يمكن قياس درجة التحسن باعتبارها $س_2 - س_1$.

ويوفر مثل هذا النموذج وصفاً دقيقاً لما يفترض الباحث أنه يحدث فى موقف معين ، ويقال فى هذه الحالة أن التحسن ت يعد مستقلاً عن ص ، وأنه أضيف إليها ببساطة (وهناك نقطة مهمة يجب الإشارة اليها هنا، وهى أنك إذا لم تكن تعتقد فى نموذج ما ؛ فعليك ألا تقوم بالعمليات والتحليلات للبيانات التى تفترض صحتها) .

افترض الآن أنه يعتقد أن دراسة القاموس تؤدى إلى نتيجة أفضل ، إذا ما كانت لدى الطفل درجة متوسطة على القدرة اللفظية ، وأن التأثيرات العشوائية المختلفة التى تؤثر فى الدرجات على الاختبار تابعة أيضاً للدرجه الحقيقية ، إذاً يتعين أن يصبح النموذج الملائم كالآتى :

$$س_1 = ص\ خ_1$$

$$س_2 = ص\ ت\ خ_2 \quad (2)$$

وقد تم الآن ضرب الرموز لتشير إلى الدرجات الملاحظة $س_1$ ، $س_2$ ، وهنا يمكن تقدير قيمة ت بقسمة $س_2$ على $س_1$.

وهناك احتمال آخر، وهو أن هناك حدوداً (د) للتحسن ، وأن دراسة القاموس تحسن الأداء على اختبار القدرة اللفظية بنسبة ما من التحسن الممكن للطفل ؛ أى د - ص . وسيكون النموذج الملائم كالآتى :

$$س_1 = ص + خ_1$$

$$س_2 = ص + (د - ص)\ ت + خ_2 \quad (2)$$

ولا توجد فى هذا النموذج طريقة لتقييم ت من البيانات ، مالم تكن قد أعطيت قيمة ل د .

ويجب أن يعتمد القرار المتعلق بالنموذج الملائم باكبر قدر على المعلومات الأولية للباحث عن المجال. وعلى الرغم من ذلك ففى الكثير من المواقف المتعلقة بالنماذج الخطية الانجماعية (1) يتخذ هذا القرار تلقائياً مثلما يحدث فى المعادلة رقم (1) ، طالما تسمح مثل هذة النماذج باستخدام الكثير من الأساليب الإحصائية القوية لمعالجة البيانات . ويستخدم أسلوب تحليل التباين ، على سبيل المثال ، مثل هذة الأساليب . وقد تطورت خلال السنوات الأخيرة النماذج الخطية التعميمية (2) لتسمح بتطبيق

(1) Additive Linear models .
(2) Generalised Linear models .
(3) Analogous models .

النماذج التناظرية (٣) على أنواع متعددة من أنماط البيانات ، بما فى ذلك تلك التى تتضمن المتغيرات الفئوية (١) والرتبية (٢) التابعة (انظر لشرح تفصيلى Mc Cullagh and Nelder, 1989)

التصميم ذو الاتجاه الواحد :

يعالج ، فى هذه التصميمات ،متغيراً واحد ُمستقلاً ويقاس تأثير هذه المعالجة على متغير واحد تابع ، فى أبسط أشكال التصميمات البحثية ، التى يستخدمها الباحثون النفسيون : وهو ما يطلق عليه اسم التصميم ذى الأتجاة الواحد (٣) ، أو يطلق عليه أيضاً فى حالة ماإذا كانت المجموعات قد تحددت من خلال توزيع عشوائى ، إسم تصميم المجموعات العشوائية (٤) . والسؤال الذى يحظى بالقدر الاكبر من الأهتمام هو : هل يمكن اعتبار أن للمتغير التابع متوسط المجتمع الممثل نفسه بكل مستوياتة فى المتغير المستقل . وعندما يكون هناك مستوين فقط للمتغير التابع ، يمكن الإجابة عن هذا السؤال بتطبيق اختبار ت المعتاد ، وحيث يكون الفرض الصفرى المتعلق هو :

$$ف_{صفر} : س_{١} = س_{٢} \quad (٥)$$

وحيث $س_{١}$ ، $س_{٢}$ هما متوسطى المجتمع للمجموعتين ، و يتعين أن يكون الفرض البديل فى اتجاة واحد ، مثال ذلك

$$ف_{١} : س_{١} < س_{٢} \quad ، \quad ف_{١} : س_{١} > س_{٢}$$

أو فى الاتجاهين

$$ف_{١} : س_{١} \neq س_{٢}$$

ويطبق اختبار ت للمجموعات المستقلة أو المجموعات المترابطة اعتماداً على كيفية اختيار المفحوصين فى كل مجموعة منهما . والتفاصيل الخاصة بكل المصطلحات المشار اليها بالخط المائل وكيفية استخدام اختبار ت متاحة فى أى مرجع إحصاء أولى ، فى Altman (1991) على سبيل المثال.

وعندما يكون للمتغير المستقل أكثر من مستويين ، ك من المستويات مثلاً ، يصبح الفرض الصفرى الملائم هنا هو :

$$ف_{صفر} : س_{١} = س_{٢} = ... = س_{ك}$$

وبصفة عامة ، يكون الفرض البديل هو أن كل المتوسطات غير متساوية ، ويغري هذا بالتفكير فى أن مثل هذا الفرض يجب اختباره بسلسلة من اختبارات ت لكل زوج من المتوسطات ، وعلى الرغم من ذلك فمثل هذا الإجراء غير ملائم نتيجة للآتى :

---

(1) Categorial .
(2) Ordinal .
(3) One way design .
(4) Randomised group design .
(5) µ (ميو) أو متوسط المجتمع

أفترض أن كل اختبار من أختبارات ت استخدم عند مستوى دلالة فا [1]، وبالتالى فبالنسبة لأى من هذه الاختبارات :

ح [2] (رفض تساوى المتوسطين ، عندما يكون الفرض صحيحًا) = فا وبالتالى :

ح (قبول تساوى المتوسطين عندما يكون الفرض صحيحا) = فا ،

وبذلك يكون العدد الكلى لاختبارات ت لكل أزواج المتوسطات بين ال ك مجموعة هو :

$\sim$ = ك (ك – ١) / ٢ وهكذا .

ح (قبول تساوى المتوسطين بالنسبة لكل اختبارات ت ، التى أجريت عندما يكون الفرض صحيحًا) = (١ – فا) $^{\sim}$

و ....هكذا حتى النهاية .

ح (رفض تساوى المتوسطين بالنسبة لاختبار واحد على الأقل من اختبارات ت ، التى أجريت عندما يكون الفرض صحيحًا) = ١ – (١ – الفا) $^{\sim}$ وبالنسبة لقيم معينة لكل من ك و الفا = ٠,٠٥ . نصل إلى :

ك	$\sim$	الاحتماليه
٢	١	١ – (٠,٩٥)^{١} = ٠,٠٥
٣	٣	١ – (٠,٩٥)^{٣} = ٠,١٤
٤	٦	١ – (٠,٩٥)^{٦} = ٠,٢٦
١٠	٤٥	١ – (٠,٩٥)^{٤٥} = ٠,٩٠

وتتزايد احتمالية الرفض الزائف للفرض الصفرى بسرعة بأكثر من مستوى الدلالة المختار ، ومن الواضح أن مثل هذا المنحى يمكن أن يزيد من الاستخلاصات المضللة .

والإجراء الملائم لاختبار تساوى عدد قدرة ك من المتوسطات فى تحليل التباين ، بافتراض ،أن الملاحظات تتفق مع النموذج الخطى على وجه العموم هو :

$$س_{ل م} = س + فا_{ل} + خ_{ل م} \quad (٤)$$

وحيث $س_{ل م}$ هى العدد م من الملاحظات فى عدد من المجموعات قدرها ل ، س هى المتوسط العام ، $فا_{ل}$ هى التأثير على أحدى الملاحظات لكونها أحد افراد المجموعات ل ، $خ_{ل م}$ هى الخطأ العشوائى ، والذى يفترض أنه يتوزع اعتداليا بمتوسط صفر ، وتباين $ع^{٢}$.

---

(1) α (الفا)

(2) Pr (احتمالية)

وبافتراض مثل هذا التصميم ، يمكن إعادة كتابة الفروض الخاصة بتساوى متوسطات المجموعات بتعبيرات معامل ألفا كالآتى :

ف صفر : فا ١ = فا ٢ = ... فاك (٥)

ويعزى تجزئى التباين الكلى للملاحظات إما إلى وجود فروق فى المتوسطات ، أو إلى وجود فروق بين الملاحظات فيما بين المجموعات . ووفق فرض تساوى متوسطات المجموعات يكون تباين ما بين المجموعات وداخل المجموعات تقديراً للتباين ، ع٢ ، ويوفر اختبار ف لتساوى هذين المصدرين للتباين اختباراً بالتالى للفرض المحدد فى المعادلة رقم (٥) .

ونستخدم بحثًا وصفة كابور Kapor (1981) لعرض تحليل للتصميم فى اتجاة واحد ، وحيث تمت دراسة تاثير زاوية مفصل الركبة على كفاءة ركوب الدراجة . وقيست الكفاءة بوصفها المسافة التى يتم تبديلها ببدال الدراجة على مقياس لمدى العضلة حتى لحظة الشعور بالتعب . وقد اختار المجرب ثلاث زوايا لمفصل الركبة ، قدرها ٥٠° ، ٧٠° ، ٩٠° ، واشترك ثلاثون مفحوصاً فى التجربة ، وتم توزيعهم كل عشرة فى مجموعة ذات زاوية معينة عشوائيا . وأُحتفظ بقوة سحب مقياس مدى العضلة ثابتًا عند ١,٥كم ، وطلب من المفحوصين المتبديل بسرعة ثابتة تبلغ ٢٠كم / ساعة حتى يصلوا إلى درجة التعب . و يبين جدول (١ – ٣٨) البيانات .

وعلى الرغم من أنه من المعروف أن اختبارات ف التى استخدمت فى تحليل التباين غير حساسة حتى للبعدالمعتدل عن فروض اعتدالية التوزيع والتجانس (أى أن مجتمع كل مجموعة لة التباين نفسه) . غير أنه من الممارسات الجيدة بذل بعض الجهد لمراجعة أى انحراف عن كلا الفرضين . ويؤدى ذلك فى هذه الحالة إلى صعوبة محددة نتيجة للعدد الصغير نسبيًا من الملاحظات فى كل مجموعة . و على الرغم من ذلك ، وبصفة عامة قد تكون الأساليب البيانية مثل الرسم البيانى للساق ، والأوراق ، أو التعبير البيانى عن الاحتمالية ذات فائدة كبيرة (انظر : Altman, 1991) والاختبارات المنهجية لكل من الاعتدالية والتجانس متاحة ، ولكنها غير ضرورية فى أغلب الاحوال . ويقدم شكل (١ – ٣٨) تعبيراً بيانياً بسيطًا لبيانات زاوية الركبة . وحيث يبدو أن الملاحظات الخاصة بالزاوية ٩٠° تتضمن حالتين متباعدتين ، بينما تنقسم الملاحظات الخاصة بالزاوية ٥٠° إلى مجموعتين ، وعلى الرغم من ذلك فإن هذه الحالات البسيطة هنا فى البيانات سيتم تجاهلها .

ويبين جدول (٢ – ٣٨) بيانات تحليل التباين فى اتجاة واحد وحجم معامل ف . وتشير الدلالة

الاحتمالية الخاصة بة بوضوح إلى أن متوسطات المسافات التى تم قطعها ليست متشابهه فى المجموعات الثلاثة .

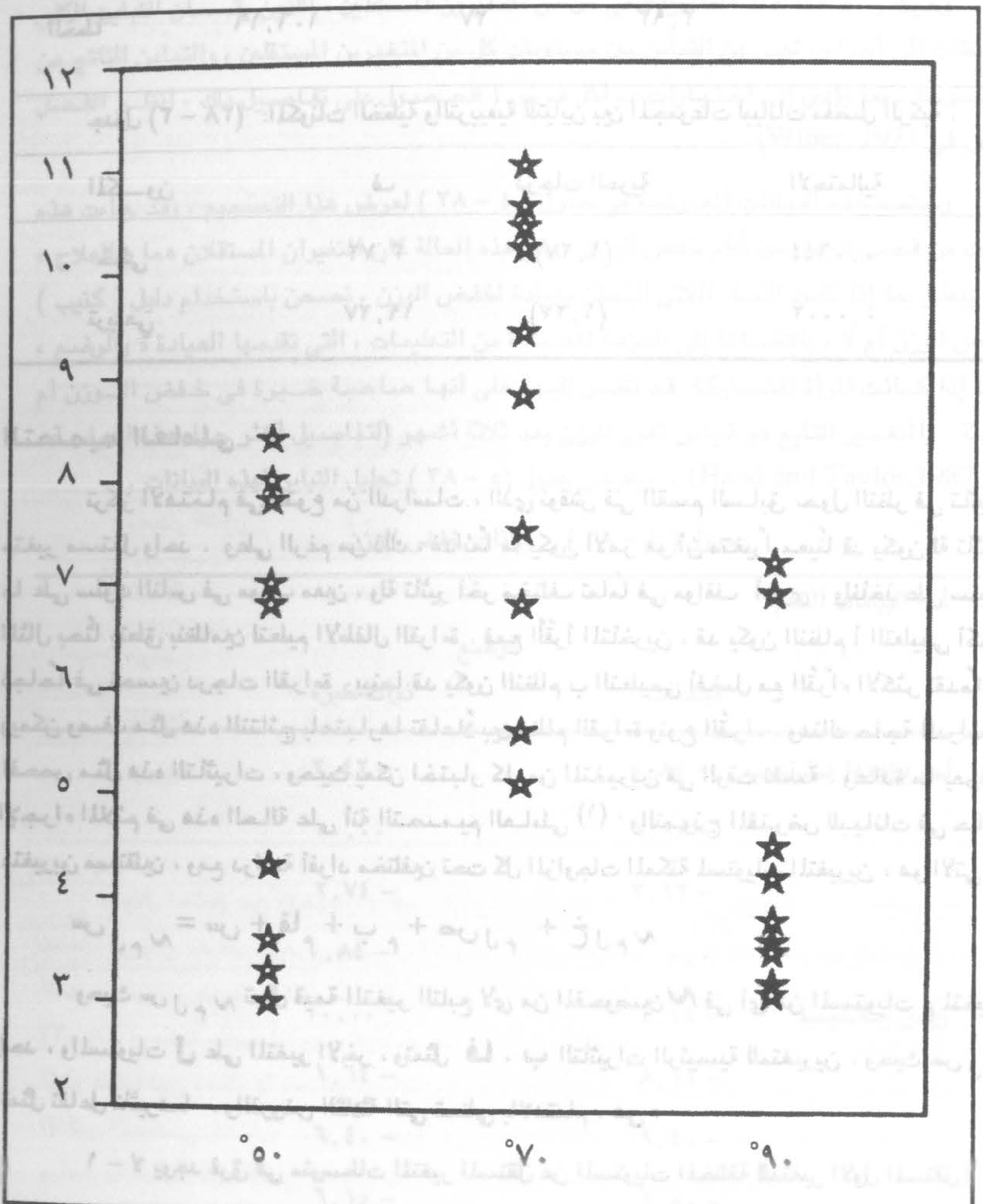
جدول (١ – ٣٨) تأثير زاوية مفصل الركبة على كفاءة ركوب الدراجة

	زاويه مفصل الركبة		
	٥٠	٧٠	٩٠
إجمالي المسافه المقطوعه بالكيلومترات	٨,٤	١٠,٦	٣,٢
	٧,٠	٧,٥	٤,٢
	٣,٠	٥,١	٣,١
	٨,٠	٥,٦	٦,٩
	٧,٨	١٠,٢	٧,٢
	٣,٣	١١,٠	٣,٥
	٤,٣	٦,٨	٣,١
	٣,٦	٩,٤	٤,٥
	٨,٠	١٠,٤	٣,٨
	٦,٨	٨,٨	٣,٦

و تفسير دلالة الفروق واضحاً فى حالة المجموعتين بصورة مقنعة ، غير ان الأمر يتطلب تحليلاً إضافياً للكشف عن كيفية اختلاف المتوسطات فى حالة الثلاثة مجموعات أو أكثر : هل تختلف جميعها على سبيل المثال ، أم أن مجموعة واحدة هى التى تختلف عن بقية المجموعات .... إلخ . وعموماً لاتوجد إجابة إحصائية كاملة تماماً لما يجب القيام بة فى هذه الحالة . وقد طورت مجموعةُ من الأساليب التى يطلق عليها اسم أساليب المقارنة المتعددة (١) ، والتى يمكن دائماً أن تكون مفيدة (انظر لتفاصيل ذلك : Klockars and Sax, 1986) . وعلى الرغم من ذلك ، يمكن تطبيق أكثر من أسلوب مباشر فى مثال مفصل الركبة ، طالما أن للمجموعات ترتيباً واضحاً . وفى مثل هذه الحالات يمكن تجزئة تباين المجموعات إلى درجة واحدة من مكونات الحرية يمثل التباين الذى يرجع إلى الاتجاة الخطى (٢) أو الاتجاه التربيعى(٣) الخ . فإذا اجرى مثل هذا التحليل هنا، فستكون النتائج التى يمكن الحصول عليها هى التى يعرضها جدول (٣ – ٣٨) ، ومن الواضح ان الفرق الرئيسى بين المجموعات هو فى صياغتها بتعبيرات المكونات التربيعية التى تعكس البنية التى يعرضها شكل (١ – ٣٨) لمتوسط المسافات المقطوعة ، تحت

(1) Multiple Comparison techniques .
(2) Linear trend .
(3) Quadratic trend .
(4) Ordinal .
(5) Intervals .

الشروط المتزايدة بدءاً من ٥٠° إلى ٧٠° وانتهاءً بـ ٩٠°، وعندما يوضع فى الاعتبار أن المتغير التابع رتبى(٤) ، وليس مسافات (٥) ، يتوفر إجراء مكافئ لتحليل التباين الذى سبق شرحه ، يستخدم فقط رتب الملاحظات(١) ، وهو معروف باسم اختبار كروسكال - واليس (٢) (الفصل التاسع Altman, 1991)



شكل (١ - ٣٨) : عرض بياني لبيانات مفصل الركبة لجدول (١ - ٣٨) .

(1) Ranks .

(2) Kruskal - Wallis test .

جدول (٢ – ٣٨) : تحليل التباين لبيانات مفصل الركبة .

المصدر	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	الدلالة
بين الزوايا	٩٠,٥٦	٢	٤٥,٢٨	١١,٥٢	٠,٠٠٠٢
الخطأ	١٠٦,١٦	٢٧	٣,٩٣		

جدول (٣ – ٣٨) :المكونات الخطية والتربيعية للتباين بين المجموعات لبيانات مفصل الركبة .

المكـــون	ف	درجات الحرية	الاحتمالية
خطى	٣,٧٢	(١,٢٧)	٠,٠٦٤٤
تربيعي	١٩,٢٧	(١,٢٧)	٠,٠٠٠٢

التصميم العاملى

تركز الاهتمام فى النوع من الدراسات ، الذى نوقش فى القسم السابق ،حول النظر فى تأثير متغير مستقل واحد . وعلى الرغم من ذلك ، فدائمًا ما يكون الأمر هو أن متغيرًا معينًا قد يكون له تأثير ما على سلوك الناس فى موقف معين ، وله تأثير آخر مختلف تمامًا فى مواقف أخرى . ولنأخذ على سبيل المثال بحثًا يتعلق بنظامين لتعليم الأطفال القراءة . فمع القُرأ المتأخرين ، قد يكون النظام أ التعليمى أكثر نجاحًا فى تحسين درجات القراءة . بينما قد يكون النظام ب التعليمى أفضل مع القُرّاء الأكثر تقدمًا . ويمكن وصف مثل هذه النتائج باعتبارها تفاعلاً بين نظام القراءة ونوع القُراء . وهناك حاجة للدراسة لفحص مثل هذه التأثيرات ، وحيث يمكن اختبار كل من المتغيرين فى الوقت نفسة . وعادة ما يعرف الإجراء الملائم فى هذه الحالة على أنة التصميم العاملى (١) ، والنموذج المفترض للبيانات فى حالة متغيرين مستقلين ، ومع دراسة أفراد مختلفين تحت كل المزاوجات الممكنة لمستويات المتغيرين ، هو الآتى :

$$س_{ل م ~} = س + فا_{م} + ب_{م} + ص_{ل م} + خ_{ل م ~}$$

وحيث $س_{ل م ~}$ تمثل قيمة المتغير التابع لأى من المفحوصين ~ فى أى من المستويات م لمتغير واحد ، والمستويات ل على المتغير الآخر ، وتمثل فا ، ب التأثيرات الرئيسية للمتغيرين ، وحيث $ص_{ل م}$ تمثل تفاعل تأثيرهما ، والفروض الثلاثة التى تحظى بالاهتمام ، هى :

١ – لا يوجد فرق فى متوسطات المتغير المستقل عن المستويات المختلفة للمتغير الأول المستقل .

٢ – وبالمثل بالنسبة للمتغير الثانى .

٣ – لا يوجد تأثير تفاعلى بين المتغيرين .

ويمكن وفق معلمات النموذج ، صياغة ذلك فى الآتى :

(1) Factorial design .

هـ صفر (١) : فا١ = فا٢ = ... فار = صفر (٧)

هـ صفر (٢) : ب١ = ب٢ = ... ب د = صفر

هـ صفر (٣) : ص ل م = خ ل = ١ ، ٢ ..... د م = ١ ، ٢ ..... د

وحيث ر ، د هما عدد المستويات فى كل من المتغيرين المستقلين ، اللذين يقسمان التباين الكلى للملاحظات إلى أجزاء ، تعبر عن التباين بين مستويات كل من المتغيرين المستقلين ، والتباين الناتج عن تفاعلهما ، بما يؤدى إلى اختبارات ف لكل فرض (للحصول على تفاصيل ذلك ، انظر الفصل الخامس فى Winer, 1971) .

وستستخدم البيانات المعروضة فى جدول (٤ – ٣٨) لعرض هذا التصميم ، وقد جاءت هذه البيانات من فحص لنوعين من نُظم خفض الوزن . وفى هذه الحالة كان المتغيران المستقلان هما « العلاج » والذى يتعلق بما إذا كانت النساء اللاتى التحقن بعيادة لخفض الوزن ، نصحن باستخدام دليل (كتيب) لإنقاص الوزن أم لا ، بالإضافة إلى الحزمة المعتادة من التعليمات ، التى تقدمها العيادة « والوضع » أى ما إذا كانت المرأة المشاركة قد نظر إليها على أنها صاحبة خبرة فى خفض الوزن أم مبتدئة . والمتغير التابع هو قياس تغير الوزن بعد ثلاثة أشهر (لتفاصيل أكثر حول هذه الدراسة ، انظر Hand and Taylor,1987) ، ويعرض جدول (٥ – ٣٨) تحليل التباين لهذه البيانات .

جدول (٤ – ٣٨) : بيانات خفض الوزن .

أ – البيانات الخام

	الوضع	
	مبتدئات	ذوات خبره
لم يزودوا بكتيب	– ٥,٨٥	– ٢,٤٢
	– ١,٩٨	٠٠,٠٠
	– ٢,١٢	– ٢,٧٤
	٠,٠	– ٠,٨٤
زودن بكتيب	– ٤,٤٤	٠٠,٠٠
	– ٨,١١	– ١,٦٤
	– ٩,٤٠	– ٦,٤٠
	– ١,٥٠	– ٦,١٥

أخرى لتصميمات القياسات المتكررة .

جدول (٧ – ٣٨) تصميم ثنائى العوامل لقياسات متكررة على عامل واحد

	المفحوصين	أحادي	ثنائي	ثلاثي
مرتفعي القلق	١	٥٠٢	٥٨٠	٦٤٠
	٢	٥٧٤	٦١٠	٦٠٠
	٣	٤٨٠	٥٢٠	٥٨٠
	٤	٤٩٦	٥٣٠	٦١١
	٥	٥٢٠	٦٠٠	٦٢٠
	٦	٥١١	٦٣٠	٦٢٠
	٧	٤٩٣	٥٨٦	٦٠١
	٨	٥٢١	٦٥٢	٦٧٠
	٩	٤٤٠	٥٩٣	٤٨٥
منخفضى القلق	١٠	٤٥١	٦٧٠	٧٠٧
	١١	٤٨٠	٥٨٧	٦٥٠
	١٢	٥١٣	٦٥٠	٦٨٠
	١٣	٤٠٢	٥٢٢	٦٢١
	١٤	٤٧٢	٦٩٠	٦٨٠
	١٥	٤٨٠	٥٩٥	٦٥٣
	١٦	٣٩٥	٥٥٢	٦٥١
	١٧	٤٧٠	٥٩٧	٧١٥
	١٨	٥٧٦	٧٨٩	٨٣٥

المصدر : Broota (1989)

وأحد الأشكال الشائعة على وجة الخصوص لتصميم القياسات المتكررة هو دراسة التحويل (١) ٢ ×٢ ، والتى قورنت فيها معالجتان . وقد صنف المفحوصين عشوائيًا فى هذه الدراسة فى مجموعتين . تلقى المفحوصين فى إحدى المجموعات المعالجة P تتبعها المعالجة ب ، وتلقى المفحوصين فى المجموعة

(1) Crossover .

الثانية المعالجتين بنظام عكسى ، والنموذج الممكن لهذا النمط من التصميمات ، هو :

$$\text{س}_{\text{ل م ن}} = \text{س} + \text{ت}_{\text{ل م}} + \text{ف}_{\text{ن}} + \text{ب}_{\text{ى}} + \text{ض}_{\text{ى ن}} + \text{خ}_{\text{ل م ن}} \quad (8)$$

وحيث $\text{ت}_{\text{ل م}}$ هى تأثير م من المفحوصين فى ل من المجموعات ، $\text{ف}_{\text{ن}}$ هى تأثير ن من المرات ، $\text{ب}_{\text{ى}}$ هى تأثير ى من المعالجات ، $\text{ض}_{\text{ى ن}}$ هى المعالجات × تأثير فترات التفاعل والذى عادة ما يشار إلية بإعتبارة التأثير المرحل [1] وهناك عديد من المشكلات التى يتضمنها هذا النوع من التصميمات ناقشها براون (1980) Brown وزيمرمان ورالف (1980) Zemmermann and Rahlfs وارميتاج وهيل (1982) Armitage and Hills ، وجونز وكينوارد (1989) Jones and Keenward على سبيل المثال :

جدول (٨ – ٣٨) تحليل التباين لبيانات جدول (٧ – ٣٨) .

المصدر	مجموع المربعات	د ح	متوسط المربعات	ف	الدلالة
بين المفحوصين					
القلق	١٢٤٢١,٥	١	١٢٤٢١,٥	١,٦٣	,٢٢٠
الخطأ	١٢٢٠٩٦,٥	١٦	٧٦٣١,٠		
داخل المفحوصين					
المنبهات	٢٤٥٨٨,٠	٢	١٢٢٩٢٢,٠	١٢٣,٦٩	< ٠,٠٠٠١
القلق × المنبهات	٣١٨٣٦,٠	٢	١٥٩١٨,٠	١٦,٠٢	< ٠,٠٠٠١
الخطأ	٣١٨٠٢,٠	٣٢	٩٩٣,٨١		

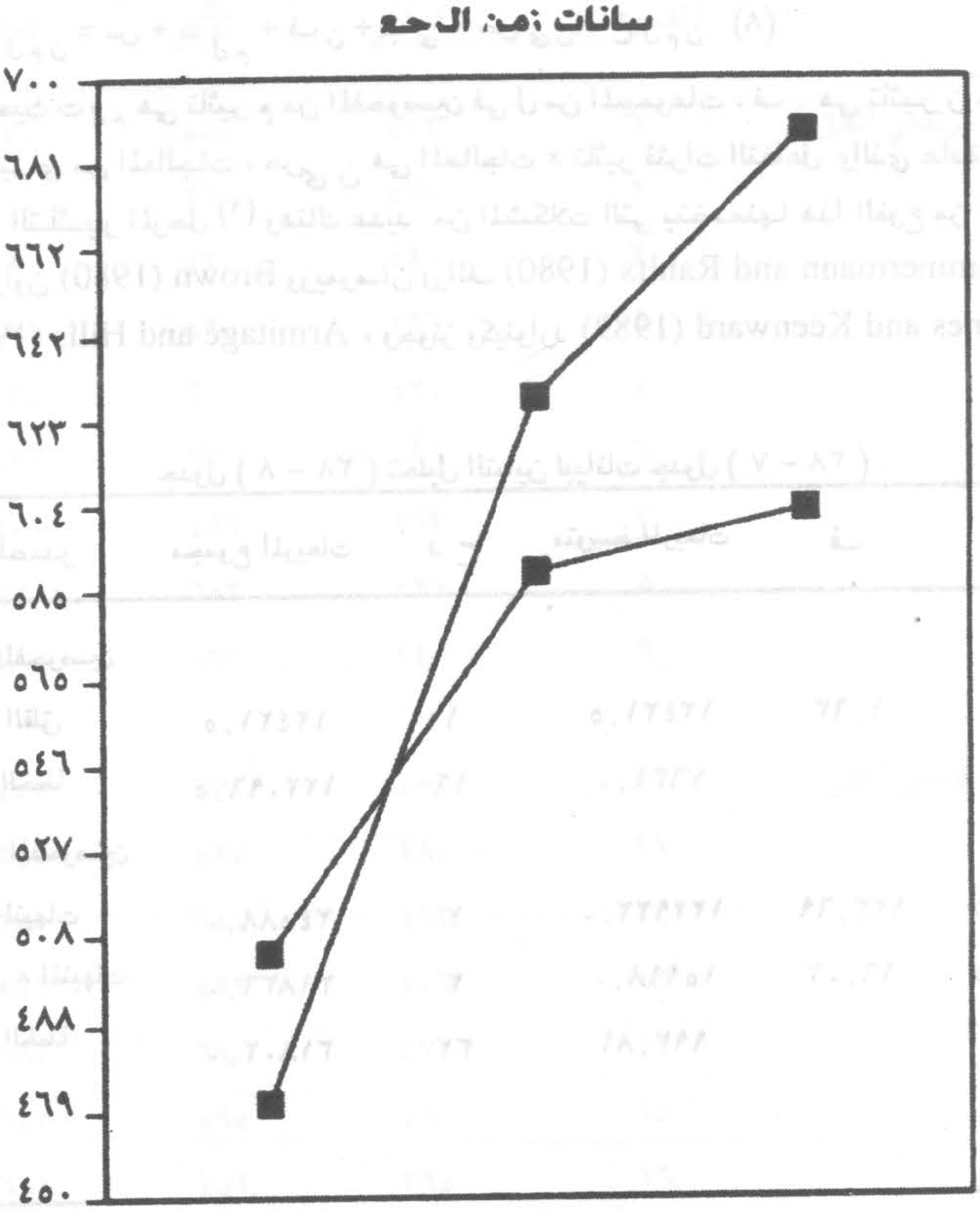
وتتعلق أكثر القضايا الصعبة بالتأثير المرحل الممكن . وبصفة عامة يوصى بعدم استخدام تصميم التحويل ، مالم يتم بداية استبعاد هذه التأثيرات .

تحليل التغاير المشترك .

سبقت الإشارة فى الجزء الخاص بالدراسات التجريبية ودراسات الملاحظة ؛ إلى أن الباحثين دائماً ما يحاولون تخطى مسالب الدراسات ، التى يكون التوزيع العشوائى للعينة فيها غير ممكن ، وذلك من خلال المطابقة بين المفحوصين على المتغيرات ، التى يعتقد أنها تؤثر فى المتغير التابع ، أو بواسطة أسلوب ضبط إحصائى ، يعرف باسم تحليل التغاير المشترك [2] . ويتضمن هذا الأسلوب قياس واحد أو أكثر من المتغيرات المصاحبة ، بالإضافة إلى المتغير التابع موضوع الاهتمام الاساسى .

---

(1) Carryover .
(2) Analysis of Covariance .



شكل (٣ – ٢٨) : متوسطات بيانات القلق

ويتم استخدام هذه القياسات لتعديل (١) . المتغير التابع ، بطريقة ما ، بحيث تصبح المجموعات أكثر قابلية للمقارنة . وهنا فقط يمكن استخدام الاختبارات ؛ لقياس الفروق بين المجموعات على المتغير التابع . والبيانات التى يعرضها جدول (٩ – ٢٨) ، على سبيل المثال هى درجات القلق لمرضى ، تعرض كل منهم لطريقة من ثلاث طرق مختلفة لخلع ضرس العقل . وقد سجلت البيانات قبل العملية وعند مغادرتهم المستشفى بإستخدام بطارية سبيلبرجر للقلق . والباحث مهتم هنا بالفروق بين المجموعات فى القلق عند مغادرة المستشفى ، غير أنه يرغب فى « ضبط » المستوى الأساسى للقلق ، ويمكن لذلك أن يتم باستخدام نموذج تحليل التغاير المشترك الآتى :

(1) adjust.

$ص_{لم} = س + فا_{ل} + ب\,(س_{لم} - س) + خ_{لم}$ (٩)

الطريقة	المريض	القلق الاولي	القلق عند مغادرة المستشفى
الأولى	١	٣٠,٢	٣٢,٠
	٢	٣٥,٣	٣٤,٨
	٣	٣٢,٤	٣٦,٠
	٤	٣١,٩	٣٤,٢
	٥	٢٨,٤	٣٠,٣
	٦	٣٠,٥	٣٣,٢
	٧	٣٤,٨	٣٥,٠
	٨	٣٢,٥	٣٤,٠
	٩	٣٣,٠	٣٤,٢
	١٠	٢٩,٩	٣١,١
الثانية	١١	٣٢,٦	٣١,٥
	١٢	٣٣,٠	٣٢,٩
	١٣	٣١,٧	٣٤,٣
	١٤	٣٤,٠	٣٢,٨
	١٥	٢٩,٩	٣٢,٥
	١٦	٣٢,٢	٣٢,٩
	١٧	٣١,٠	٣٣,١
	١٨	٣٢,٠	٣٠,٤
	١٩	٣٣,٠	٣٢,٦
	٢٠	٣١,١	٣٢,٨
الثالثة	٢١	٢٩,٩	٣٤,١
	٢٢	٣٠,٠	٣٤,١
	٢٣	٢٩,٠	٣٣,٢
	٢٤	٣٠,٠	٣٣,٠
	٢٥	٣٠,٠	٣٤,١
	٢٦	٢٩,٦	٣١,٠
	٢٧	٣٢,٠	٣٤,٠
	٢٨	٣١,٠	٣٤,٠
	٢٩	٣٠,١	٣٥,٠
	٣٠	٣١,٠	٣٦,٠

جدول (٩ – ٣٨) درجات القلق لمرضى يعانون من خلع ضرس العقل بإحدى ثلاث طرق .

وحيث ص ل م هى درجة القلق عند مغادرة المستشفى لعدد قدره «م» فى عدد من المجموعات قدره ل مجموعة ، وتناظر س ل م الدرجة الأولية للقلق . وبقية رمـــوز النموذج هى «س» أى المتوسط العام ، «فا ل» هو تأثير العدد ل من المعالجات التجريبية « ب» هى خط الانحدار ، خ ل م = البـاقى أو الخطأ . ويفترض النموذج :١) أن هناك علاقة خطية تربط بين المتغير التابع والمتغاير المشترك . ٢) أن خط هذا الانحدار متشابة فى كل المجموعات . ويبين جدول (١٠ – ٣٨) نتائج تحليل التباين ذى الاتجاة الواحد للقلق عند مغادرة المستشفى ، ونتائج تحليل التغاير المشترك باستخدام درجات القلق الأصلية ، باعتبارها المغايرة أو المصاحبة . ويشير التحليل البسيط إلى عدم وجود فروق بين طرق خلع الضرس ، غير أن تحليل التغاير يوحى أنة بعد السماح بإدخال تأثير قيم القلق الأساسية ، ظهر فرق بين الطرق المختلفة . وقد تم تعديل متوسطات القلق عند المغادرة ؛ لتتوافق مع درجات القلق. الأساسية الموضحة فى جدول (١٠ – ٣٨)

جدول (١٠ – ٣٨) تحليل التباين والتغاير المشترك لدرجات القلق فى جدول (٩ – ٣٨) .

أ – تحليل التباين في اتجاة واحد

المصدر	د ح	متوسط المربعات	ف	الدلالة
بين الطرق المختلفة	٢	٤,٣٢	٢,١٣	٠,١٤
الخطأ	٢٧	٢,٠٢		

ب – تحليل التغاير

المصدر	د ح	متوسط المربعات	ف	الدلالة
القلق الاساسى	١	١٨,٤٤	١٣,٢٣	٠,٠٠١
بين الطرق المختلفة	٢	١٠,١٢	٧,٢٦	٠,٠٠٣
الخطأ	٢٦	١,٣٩		

جـ- المتوسطات المعدلة

الطريقة الأولي ١ – ٣٣,٢١

الطريقة الثانية ٢ – ٣٢,٢٢

الطريقة الثالثة ٣ – ٣٤,٤٨

بما يشير إلى أنها أعلى بالنسبة لطريقة الخلع الثالثة ، مقارنة بالطريقتين الآخريين (يجب بالطبع الحرص فى تفسير مثل هذه القيم المعدلة ، طالما أنها تعتمد جوهرياً على فروض الاستقامة والشكل المتساوى)

وقد قدم ر . أ فيشر R.A.Fisher (1932) منهج التغاير المشترك لأول مرة فى الإحصاء كوسيلة لخفض خطأ التباين ولزيادة حساسية التحليل التجريبى للفروق بين المتوسطات . ويعتمد الأسلوب على تحديد واحد أو اثنين من المتغايرات القابلة للقياس ، ذات العلاقة بمتغير الاستجابة ، وليس بشروط المعالجة التجريبية (وغالباً ما يتأكد ذلك من خلال قياس التغايرات قبل بدء المعالجة التجريبية) من خلال دمج القياسات المصاحبة فى التحليل ، ويمكن خفض باقى التباين إلى المدى الذى يعزى فيه إلى التغايرات ، بمعنى خفضة إلى المدى الذى تصبح فيه التغايرات والمحك مرتبطة ارتباطاً مستقيماً .

وقد استخدم هذا الأسلوب ، كما ابتكر اساساً ، مشاركة مع التصنيف العشوائى إلى مجموعات بهدف زيادة درجة دقة التجربة . و على الرغم من ذلك ، دائماً ما كان يعتقد فى علم النفس أن تحليل التغاير لا يؤدى إلى فائدة كبيرة فى حالة التصميمات العشوائية . وكان يعتبر بدلاً من ذلك جوهريا ، عندما لا يمكن تصنيف الأفراد عشوائياً ؛ باعتباره وسيلة للتخلص من مصادر التحيز المحتملة ، الناتجة عن المتغيرات الدخيلة . مثال ذلك ، قد يكون أحد الباحثين مهتمًا بتحديد ما إذا كان المفحوصون الاسوياء لديهم زمن رجع مختلف عن زمن رجع الفصاميين أو المرضى الاكتئابيين . وأحد المتغيرات التى تؤثر بشكل واضح فى زمن الرجع هو العمر ، وبالتالى قد يقرر استخدام تحليل التغاير ؛ لتعديل المقارنات بين زمن الرجع لدى المجموعات الثلاثة بناء على العمر .

وبدون التساؤل حول الفروض المحددة للمنهج ، أى أن زمن الرجع مرتبط ارتباطاً مستقيماً بالعمر وبخط الانحدار نفسة فى كل مجموعة ، تظل هناك صعوبات أساسية حول مثل هذا التحليل . فأولاً من حيث عمليات المضاهاة قد تكون هناك متغيرات أخرى ، غير تلك التى قيست باعتبارها مغايرة ، أى العمر، تؤثر فى زمن الرجع ، ومالم يعمل العمر بوصفة بديلاً لها مجتمعة ، تظل المقارنة بين المجموعات مضللة . وثانياً سيحصل الباحث بعد إجرائه لتحليل التغاير على إجابة عن السؤال الآتى : باشتراط توحد العمر ، هل يختلف زمن رجع الأسوياء والفصاميين والاكتئابيين ؟ و على الرغم من ذلك قد لا يكون هذا السؤال حساساً ، طالما أن الفصاميين قد يكونون دائماً أصغر عمراً من المرضى الاكتئابيين . وقد ناقش فليس وتانور Fleiss and Tanur (1972) مثل هذه الصعوبيات بقدر أكبر من التفصيل ، وعلى الباحثين الذين يعتزمون استخدام تحليل التغاير أن يتأكدوا أنهم على ألفة بمشكلاته المحتملة .

ملخص :

تعد تصميمات المجموعات وتحليل التباين أدوات جوهرية فى كل فروع علم النفس ، ويحتاج الباحثون للألفة بأساسيات هذه الأساليب ، على أقل تقدير ؛ حتى يتمكنوا من تصميم دراسات معقولة وتحليلها بطريقة ملائمة ، وهم لا يحتاجون فى الوقت الحاضر ، بالطبع ، أن يكونوا على ألفة بالخطوات الحسابية لتحليل التباين ، طالما أن الحواسب يمكنها أن تحسب متوسط المربعات وقيم ف حتى بالنسبة لأكثر التصميمات تعقيداً خلال ثوان معدودة . و على الرغم من ذلك لا يخلو الأمر من مخاطر ، ومن المألوف أن نجد أن الكثير من النتائج المستخلصة من برنامج معقد مثل الـ Manova أو BMDP's 4 V فى الحزمة الإحصائية للعلوم الإنسانية spss (١) يُساء فهمها من الكثير من مستخدميها . ومن المهم تذكر أن إتاحة الحزم الإحصائية (صديقة المستخدم أو غيرها) لا تعنى أن زيارة لأحد الإحصائيين لن تكون

(1) Statistical Package for Social Sciences .

References

Altman, D. G. (1991) *Practical Statistics for Medical Research*, London: Chapman and Hall.

Armitage, P. and Hills, M. (1982) 'The two period cross-over trial', *The Statistician* 31: 119–31.

Broota, K. D. (1989) *Experimental Design in Behavioural Research*, New Dehli: Wiley Eastern.

Brown, B. W. (1980) 'The cross-over experiment for clinical trials', *Biometrics* 36: 69–79.

Everitt, B. S. (1994) *Statistical Methods for Medical Investigations, 2nd edn*, London: Edward Arnold.

Fisher, R. A. (1932) *Statistical Methods for Research Workers*, Edinburgh: Oliver and Boyd.

Fleiss, J. L. and Tanur, J. M. (1972) 'The analysis of covariance in psychopathology', in M. Hammer, K. Salzinger and S. Sutton (eds) *Psychopathology*, New York: Wiley.

Greenhouse, S. W. and Geisser, S. (1959) 'On methods in the analysis of profile data', *Psychometrika* 24: 95–112.

Hand, D. J. and Taylor, C. C. (1987) *Multivariate Analysis of Variance and Repeated Measures: A Practical Approach for Behavioural Scientists*, London: Chapman and Hall.

Huynh, H. and Feldt, L. S. (1980) 'Performance of traditional F test in repeated measures designs under covariance heterogeneity', *Communications in Statistics – Theory and Methods* A9: 61–74.

Jones, B. and Kenward, M. G. (1989) *Design and Analysis of Cross-Over Trials*, London: Chapman and Hall.

Kapor, M. (1981) 'Efficiency on ergocycle in relation to knee-joint angle and drag', unpublished Master's dissertation, University of Delhi.

Klockars, A. J. and Sax, G. (1986) *Multiple Comparisons*, Sage University Paper 61, Beverly Hills, Calif.: Sage Publications.

McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized Linear Models, 2nd edn*, London: Chapman and Hall.

Winer, B. J. (1971) *Statistical Principles in Experimental Design*, Tokyo: McGraw-Hill.

Zimmermann, H. and Rahlfs, V. (1980) 'Model building and testing for change over designs', *Biometric Journal* 22: 197–210.

الفصل التاسع والثلاثون

منهجية الحالة المفردة فى علم النفس العصبى الأكلينيكى

Single - Case methodology in clinical neuropsychology

A. G. M. Canavan أ. ج. م. كانافان